

# 부동산시장의 자금흐름에 관한 실증적 연구

김 종 권\*

## Abstract

본 논문은 단기 및 장기간에 걸쳐 부동산시장의 동태적 자금흐름과 수익률 분석에 초점을 맞추고 있다. 본 논문에서는 부동산시장의 실증적 동태적 자금흐름과 수익률 분석은 VAR모형을 사용하였으며 다양한 금융 및 경제관련 변수들을 연구에 포함시키고 있다. 실증적 분석 결과에 따르면 우리나라에서도 기존의 미국 연구 사례에서와 같이 금융시장의 자금흐름을 통하여 부동산시장의 동태적 자금흐름을 예측할 수 없다는 점을 파악할 수 있다. 또한 Granger 인과성 검정 결과에 따르면 통화정책 및 증권시장 변수 모두 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 전국 전세아파트 매매가격 실질상승률 등의 부동산관련 변수에 통계적으로 유의한 영향이 크지 않음을 알 수 있다. 그러나 분산분해 결과에 따르면 전국아파트 및 전국전세아파트 매매가격 실질상승률에 대한 움직임에 코스피수익률의 영향력이 증대될 수 있음을 알 수 있다.

## I. 서론

최근 부동산 시장과 관련된 상당히 많은 논문들에서는 다소의 재정거래(arbitrage)의 존재와 이질적인 투자자(heterogeneous investor)를 가정하고 있다. 이는 투자자들의 심리상태와 자금흐름, 부동산시장에서의 거래량이 부동산시장의 현재 상태와는 별개로 부동산자산 가격 결정에 중요한 영향을 미칠 수 있기 때문에 가능한 것이다. 특히 부동산 시장의 거래량과 관련하여 기본적인 경제 원리와 마찬가지로 부동산 시장에서 공급부족(과다)이 발생하면 초과수요(공급)로 인하여 부동산 가격과 수익률에 영향을 미치게 된다.

한편, 미국의 부동산 시장에 대한 분석은 주식시장에 대한 분석과 비교하여 그동안 많이 수행되지는 못했지만, Geltner and Miller (2000)와 Case(2000)의 연구에 따르면 미국의 부동산시장 규모는 1997년 약 5조달러에서 1999년 6조달러에 이르는 것으로 추정되고 있다. 이 규모는 미국 주식시장의 1/2 내지 1/3에 달하는 금액이며, 이들 부동산시장의 참가자들은 기업 및 기관투자가, 가계들에 의하여 구성되고 있음을 밝혀주고 있다.

\* 신홍대 경상정보계열 학과장

또한 이들 연구들을 통하여 살펴볼 때 부동산시장 참가자들은 자금흐름이 유동성과 부동산가격에 대하여 직접적인 영향을 준다는 점을 지적하고 있다. 이와 관련하여 Ling and Naranjo (2003, 2006)은 주식시장의 자금흐름이 부동산관련 펀드에 영향을 주는 지와 관련하여 연구하였다. 하지만 이들 연구에서는 자금흐름이 유동성과 부동산가격과 관련 있다는 어떠한 사실도 밝혀내지 못하였다. 또한 미국의 경우 사무실과 산업 및 상업용, 그리고 아파트를 포함하여 분석하였는데, 특정 대도시지역내에서 이들 자산들 간에 있어서 특징적인 시계열 상관관계는 발견되지 않았다.

이에 따라 이와 같은 현상이 우리나라에서도 적용되는지를 분석하기 위하여 본 논문은 단기 및 장기간에 걸쳐 부동산시장의 동태적 자금흐름과 수익률 분석에 초점을 두고자 한다.

본 연구의 실증적 분석방법으로는 VECM모형과 VAR모형을 사용하였으며, 사용된 변수로는 전국아파트 매매가격 실질상승률, 전국단독주택 매매가격 실질상승률, 전국전세아파트 매매가격 실질상승률, 총통화증가율(M2, 평잔기준), 인플레이션율, 건설수주증감률, 실업률, 코스피수익률 등을 포함하고 있다.

## II. 실증분석

본 연구에서는 부동산 자료로 아파트 매매가격 실질상승률, 단독주택 매매가격 실질상승률, 전세아파트가격 실질상승률 등을 전국, 서울, 강북과 강남으로 나누어 사용하고 있다. 이러한 주택가격지수 시계열자료는 국민은행 통계데이터시스템에서 발췌하였다. 또한 거시경제 자료는 한국은행 경제통계검색시스템을 이용하여 총통화증가율(M2 평잔기준)과 소비자물가를 통한 인플레이션율, 콜금리, 회사채수익률(장외3년, AA-등급), 산업생산증가율, 실업률을 사용하였다. 그리고 건설수주증감률과 코스피수익률은 통계청 KOSIS를 활용하였다. 또한 본 논문에서 사용한 각각의 변수들은 92년 1월부터 2007년 11월까지로 물가상승률을 차감하여 실질화하였다.

본 연구에서는 통화정책에 따른 자금관련 변수들이 부동산시장 특히, 주택시장에 어떠한 효과를 보였는지에 관련하여 분석하기로 시도하고 있다. 이를 위하여 본 연구에서는 각각 변수들에 대해서는 단위근 검정을 실시하고 이에 따라 동시에 각각 당월의 수치를 전월의 수치로 차분(difference)하여 가성회귀(spurious regression) 발생가능성을 줄였다.

<표 1>은 각 변수들에 대한 단위근 검정 결과를 보여 주고 있다. <표 1>에서 알 수 있듯이 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정의 결과 대부분의 변수들이 안정성(stationary)을 보였으며 그렇지 못한 변수들은 1차 차분으로 안정성을 가짐을 알 수 있다.

<표 1> 단위근 검정결과(ADF)

구 분	전국 아파트	서울 아파트	강북 아파트	강남 아파트	전국단독	서울단독	강북단독
	-3.2728**	-3.0481**	-3.2954**	-2.9160*	-3.4436**	-2.7056*	-2.4579 -4.8163
구 분	강남단독	전국전세 아파트	서울전세 아파트	강북전세 아파트	강남전세 아파트	콜금리	회사채 수익률
	-2.8646*	-4.2723	-4.2049	-4.2902	-4.2290	-2.0959 -6.5243	-1.9843 -6.1033
구 분	인플레이션율	총통화증가율(M <sub>2</sub> , 평잔기준)	코스피 수익률	건설수주증감률	실업률	산업생산증가율	
	-3.3011**	-2.0010 -4.7916	-3.6809	-3.2503*	-3.1673**	-3.5688	

주 1 : 맥키닌 임계치(MacKinnon critical values)를 기준으로 하였으며, 각각 1% -3.4667, 5% -2.8771, 10% -2.5750이었다. 그리고, \*는 10%에서 안전성을 보인 것을 의미하며, \*\*는 5%에서 안전성을 보인 것을 나타낸다. 나머지는 1% 수준에서 안정성을 보이는 것을 알 수 있었다.

2 : 붉은 색의 숫자는 단위근이 존재하는 경우이고, 아랫부분의 숫자는 이 값을 1차차분한 후 안정성(stationary)을 갖는 값을 나타낸다.

<표 2>는 전국의 아파트 매매가격 실질상승률, 단독주택 매매가격 실질상승률, 전세 아파트가격 실질상승률 등을 종속변수로 하고 통화증가율, 건설수주증감률, 실업률, 콜금리, 회사채수익률, 산업생산증가율, 인플레이션율을 독립변수로 하여 회귀분석한 결과를 보여 주고 있다. <표 2>의 부동산수익률 및 자금관련 변수들의 회귀분석 결과를 살펴보면, 총통화증가율, 건설수주증감률 그리고 실업률 변수가 통계적인 유의성을 지님을 알 수 있다. 콜금리와 회사채수익률의 경우에 있어서는 별다른 통계적인 유의성을 갖고 있지 않은 것으로 나타났으며(표에는 두 변수가 빠져 있음), 코스피수익률의 경우에 있어서는 별다른 통계적인 유의성이 나타나지 않으므로 회귀분석 결과에서 금융시장의 자금흐름을 통하여 부동산시장의 동태적 자금흐름을 분명히 예측할 수 있을 것이라고 단정할 수 없음을 알 수 있다. 또한 원래는 본 연구에서 GDP증가율의 대용변수(proxy)로서 산업생산증가율(표에는 이 변수가 빠져 있음), 변수를 사용하려고 하였으나, 통계적인 유의성이 떨어졌다. 결과적으로 부동산 경기와는 건설수주증감률이 보다 밀접할 것으로 회귀분석에서는 지적되고 있다. <표 2>의 결과는 외환위기 전후로 나누어 분석하였을 경우에도 결과에 있어서는 별다른 차이점을 발견할 수 없었다.

&lt;표 2&gt; 부동산수익률 및 자금관련 변수들의 회귀분석 결과

구 분	전국아파트	전국단독	전국전세아파트
상수항	13.6897 (2.9926)*	7.1771 (3.9172)*	-3.1932 (-0.4979)
총통화증가율	0.8921 (5.3355)*	0.6421 (2.0726)**	0.5175 (2.1566)*
인플레이션율	-0.5458 (-0.6970)	-0.4906 (-1.4010)	-1.7014 (-1.4712)
건설수주증감률	0.0211 (2.8016)*	0.0067 (2.0401)*	0.0346 (3.1513)*
실업율	-2.9027 (-3.4575)*	-1.7111 (-4.6449)*	-0.5217 (-2.0121)**
코스피수익률	0.0006 (0.0411)	-0.0122 (-1.6556)	-0.0158 (-0.6476)
R <sup>2</sup>	0.4343	0.6776	0.3731
T	138	138	138

주) 1. R2는 조정된 R2(adjusted R2)이며, T는 관측치(observation)의 개수이다.

2. \*는 5% 유의수준에서 통계적인 유의성이 있음을 나타내며 \*\*는 10% 수준에서 통계적인 유의성을 갖고 있음을 의미한다. 그리고 ( )은 t-값이다.

3. 실업률 통계의 미비로 인하여 1999년 6월부터의 데이터로 분석하였다.

또한 본 연구에서 사용한 표본수는 191개이고, 월별자료에 대한 기준을 참조하여 시차는 3으로 정하였다. 시차를 달리하였을 경우 오차항에 시계열상관에 대한 Box Pierce 통계량에서 시계열상관이 없는 것으로 나타났다.

Johansen(1988, 1991, 1992abc)과 Johansen and Juselius(1990, 1992, 1994)는 공적분관계의 수와 모형의 파라미터들을 MLE(Maximum Likelihood Estimation)로 추정하고 검정하는 방법을 제시하고 있다. 이들의 방법을 보통 '요한슨 공적분검정'이라고 부르며 Dickey-Fuller의 단위근 검정을 다변량의 경우로 확장한 것으로 이해할 수 있다.

즉, ADF검정에서 AR(1)과정인 단일시계열  $y_t$ 를  $\Delta y_t = (\phi_1 - 1)y_{t-1} + e_t$ 로 다시 썼을 때 만일  $(\phi_1 - 1) = 0$ 이면  $y_t$ 는 단위근을 갖는 것과 유사하게 n개의 다중시계열벡터  $x_t$ 가 VAR(1)일 때 이에 대하여 다음과 같이 나타낼 수 있다. 즉,  $\Delta x_t = (A_1 - I)x_{t-1} + v_t = \Lambda x_{t-1} + v_t$ 로 표현하는 경우  $\Lambda$ 의 위수(rank)가 0이면(즉,  $\Lambda$ 가 모두 영으로 구성되어 있다면)  $x_t$ 의 모든 구성계열들은 적분과정이 된다. 또한  $\Lambda$ 의 위수가 n이면  $x_t$ 의 모든 구성계열들은 안정적 과정이 된다. 이 때  $\Lambda$ 의 위수가  $r(0 < r < n)$ 이면 r개의  $x_t$ 의 선형결합이 안정적 과정, 즉 r개의 공적분관계를 갖게 된다.

<표 3>, <표 4>와 <표 5>은 각각 전국의 아파트 매매가격 실질상승률, 단독주택 매매가격 실질상승률, 전세아파트가격 실질상승률에 대한 요한슨 공적분 검정결과를 나타내고 있다.

<표 3> 요한슨 공적분 검정결과 (전국아파트)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	132.0660	94.15	103.18	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	82.6129	68.52	76.07	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(2)$	45.3997	47.21	54.46	(기각 못함) 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(3)$	24.0988	29.68	35.65	(기각 못함) 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(4)$	5.9944	15.41	20.04	(기각 못함) 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(5)$	0.4010	3.76	6.65	(기각 못함) 공적분관계 있음

주 1 : 총통화증가율(M2평잔기준), 인플레이션율, 건설수주증감률, 실업률, 코스피수익률, 전국아파트 매매가격 실질상승을 변수를 사용하였다.

<표 4> 요한슨 공적분 검정결과 (전국 단독주택)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	142.5764	94.15	103.18	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	95.1369	68.52	76.07	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(2)$	52.0011	47.21	54.46	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(3)$	31.8965	29.68	35.65	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(4)$	13.0022	15.41	20.04	(기각 못함) 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(5)$	3.0163	3.76	6.65	(기각 못함) 공적분관계 있음

주 1 : 총통화증가율(M2평잔기준), 인플레이션율, 건설수주증감률, 실업률, 코스피수익률, 전국 단독 주택 매매가격 실질상승을 변수를 사용하였다.

&lt;표 5&gt; 요한슨 공적분 검정결과 (전국전세 아파트)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	153.3882	94.15	103.18	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	94.4456	68.52	76.07	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(2)$	59.6288	47.21	54.46	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(3)$	29.9525	29.68	35.65	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(4)$	12.9682	15.41	20.04	(기각 못함) 공적분관계 있음
$\lambda_{trace}(5)$	2.2177	3.76	6.65	(기각 못함) 공적분관계 있음

주 1 : 총통화증가율(M2평잔기준), 인플레이션율, 건설수주증감률, 실업률, 코스피수익률, 전국전세 아파트가격 실질상승율 변수를 사용하였다.

<표 3>의 경우에는 요한슨 공적분 검정결과에 따라 공적분관계가 있음을 기각하지 못하기 때문에 본 연구에서는 VECM모형을 추정할 것이고, <표 4>와 <표 5>의 경우에는 공적분관계가 없다고 가정하고 VAR모형을 추정하였다.

부동산시장의 자금흐름과 부동산수익률에 대하여 VAR모형은 다음 식과 같이 구성된다. 일반적으로 p차 VAR모형은  $Y_t = \mu + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_k Y_{t-p} + e_t$ , 여기서  $Y_t$ 는 변수들의 벡터를 의미하고  $\mu$ 는 상수의  $p \times 1$  벡터를 나타낸다.  $\Phi_1, \Phi_2, \dots,$

$\Phi_k$ 는 모두  $\Phi$ 의 고유치(eigenvalues)를 가지는  $p \times p$  행렬이다. 이러한 VAR모형은 정상성(stationary)을 가지며, 여기서  $e_t$ 는 상관계수가 0인 직교성(structural shocks)의 NID  $(0, \Omega)$ 의 벡터이다. 부동산시장의 자금흐름과 부동산수익률의 두 가지 변수에서  $\Phi$ 의 비대각선 계수들은 두 변수 간의 상관성을 나타내어 주며,  $\Phi$ 의 대각선 계수들은 그 변수들 자체에 대한 모멘텀(momentum)이다. 예를 들어  $\Omega$ 의 비대각선 계수 값들은 부동산시장의 자금흐름 관련 충격에 대한 부동산수익률 반응과 관련된 것이다.

본 연구에서는 안정적 시계열을 토대로 하여 Granger 인과검정을 수행하였다.

Granger 인과검정은 각 회귀방정식에서 해당변수의 시차가 모두 종속변수의 미래치를 예측하는 데 아무런 영향을 미치지 않는다는 가설로 검정한다. Granger 인과성 검정 결과를 표로 나타내면 <표 6>부터 <표 8>까지와 같다. <표 6>부터 <표 8>까지의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 코스피수익률의 경우 전국아파트, 전국 단독주택과 전국전세 아파트 모두에서 통계적인 유의성을 미치지 못함을 알 수 있다. 이에 따라 증권시장을 통한 자금흐름 관련 변수들이 부동산시장의 변수들에 영향을 미치지 않음을 추론할 수 있다.

둘째, 통화정책에 따라 부동산시장으로의 영향도 외생성(exogenous)이 분명하지 않

음을 알 수 있다. 이들 변수 간에는 상호(interactive) 영향을 준다는 것을 알 수 있다. 따라서 콜금리인하에 따른 유동성 증대가 부동산시장에 긍정적인 영향을 준다고 볼 수 없다는 것이다.

셋째, 부동산시장 활성화가 건설수주 증감률에 긍정적인 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 이는 건설경기부양이 건설투자확대로 이어지면서 전체 경제 활성화에 도움을 줄 수 있음을 시사하고 있는 것이다.

<표 6> Granger 인과성 검정 결과 (전국아파트)

구 분	F-통계치(p값)	구 분	F-통계치(p값)
총통화증가율→ 전국아파트 매매가격상승률	3.0540(0.0495)**	전국아파트 매매가격상승률→ 총통화증가율	4.2827(0.0152)**
인플레이션율→ 전국아파트 매매가격상승률	2.1177(0.1232)	전국아파트 매매가격상승률→ 인플레이션율	2.7006(0.0698)*
건설수주증감률→ 전국아파트 매매가격상승률	0.5746(0.5639)	전국아파트 매매가격상승률→ 건설수주증감률	5.5483(0.0045)***
실업률→ 전국아파트 매매가격상승률	0.0127(0.9873)	전국아파트 매매가격상승률→ 실업률	0.9546(0.3886)
코스피수익률→ 전국아파트 매매가격상승률	0.3631(0.6960)	전국아파트 매매가격상승률→ 코스피수익률	1.2717(0.2827)
인플레이션율→ 총통화증가율	12.1284(0.0000)***	총통화증가율→ 인플레이션율	0.8656(0.4224)
건설수주증감률→ 총통화증가율	6.5136(0.0018)***	총통화증가율→ 건설수주증감률	3.6673(0.0274)**
실업률→ 총통화증가율	6.1420(0.0031)***	총통화증가율→ 실업률	1.3137(0.2736)
코스피수익률→ 총통화증가율	7.4809(0.0007)***	총통화증가율→ 코스피수익률	2.0844(0.1273)
건설수주증감률→ 인플레이션율	0.1062(0.8992)	인플레이션율→ 건설수주증감률	5.3995(0.0052)***
실업률→ 인플레이션율	0.1047(0.9006)	인플레이션율→ 실업률	0.6030(0.5492)
코스피수익률→ 인플레이션율	2.9773(0.0533)*	인플레이션율→ 코스피수익률	4.1383(0.0174)**
실업률→ 건설수주증감률	2.4198(0.0944)*	건설수주증감률→ 실업률	0.1793(0.8360)
코스피수익률→ 건설수주증감률	10.6548(0.0000)***	건설수주증감률→ 코스피수익률	1.5948(0.2057)
코스피수익률→ 실업률	0.3268(0.7220)	실업률→ 코스피수익률	1.7722(0.1755)

주 1 : 총통화증가율(M2평잔기준), 인플레이션율, 건설수주증감률, 실업률, 코스피수익률, 전국아파트 매매가격 실질상승률 변수를 사용하였다.

2 : \*는 10% 수준, \*\*는 5% 수준, 그리고 \*\*\*는 1% 수준에서 통계적인 유의성이 있다는 것을 의미한다.

〈표 7〉 Granger 인과성 검정 결과 (전국 단독주택)

구 분	F-통계치(p값)	구 분	F-통계치(p값)
총통화증가율→ 전국 단독주택 매매가격상승률	1.2064(0.3016)	전국 단독주택 매매가격상승률→ 총통화증가율	3.5099(0.0319)**
인플레이션율→ 전국 단독주택 매매가격상승률	7.3173(0.0008)***	전국 단독주택 매매가격상승률→ 인플레이션율	1.7805(0.1714)
건설수주증감률→ 전국 단독주택 매매가격상승률	0.1891(0.8278)	전국 단독주택 매매가격상승률→ 건설수주증감률	4.0951(0.0181)**
실업률→ 전국 단독주택 매매가격상승률	0.6631(0.5175)	전국 단독주택 매매가격상승률→ 실업률	1.6996(0.1882)
코스피수익률→ 전국 단독주택 매매가격상승률	1.3020(0.2744)	전국 단독주택 매매가격상승률→ 코스피수익률	1.1589(0.3160)
인플레이션율→ 총통화증가율	12.1284(0.0000)***	총통화증가율→ 인플레이션율	0.8656(0.4224)
건설수주증감률→ 총통화증가율	6.5136(0.0018)***	총통화증가율→ 건설수주증감률	3.6673(0.0274)**
실업률→ 총통화증가율	6.1420(0.0031)***	총통화증가율→ 실업률	1.3137(0.2736)
코스피수익률→ 총통화증가율	7.4809(0.0007)***	총통화증가율→ 코스피수익률	2.0844(0.1273)
건설수주증감률→ 인플레이션율	0.1062(0.8992)	인플레이션율→ 건설수주증감률	5.3995(0.0052)***
실업률→ 인플레이션율	0.1047(0.9006)	인플레이션율→ 실업률	0.6030(0.5492)
코스피수익률→ 인플레이션율	2.9773(0.0533)*	인플레이션율→ 코스피수익률	4.1383(0.0174)**
실업률→ 건설수주증감률	2.4198(0.0944)*	건설수주증감률→ 실업률	0.1793(0.8360)
코스피수익률→ 건설수주증감률	10.6548(0.0000)***	건설수주증감률→ 코스피수익률	1.5948(0.2057)
코스피수익률→ 실업률	0.3268(0.7220)	실업률→ 코스피수익률	1.7722(0.1755)

주 1 : 총통화증가율(M2평균기준), 인플레이션율, 건설수주증감률, 실업률, 코스피수익률, 전국 단독주택 매매가격 실질상승률 변수를 사용하였다.

2 : \*는 10% 수준, \*\*는 5% 수준, 그리고 \*\*\*는 1% 수준에서 통계적인 유의성이 있다는 것을 의미한다.



<표 8> Granger 인과성 검정 결과 (전국 전세아파트)

구 분	F-통계치(p값)	구 분	F-통계치(p값)
총통화증가율→ 전국 전세아파트 가격상승률	2.3853(0.0949)*	전국 전세아파트 가격상승률→ 총통화증가율	4.6562(0.0106)**
인플레이션율→ 전국 전세아파트 가격상승률	1.5965(0.2054)	전국 전세아파트 가격상승률→ 인플레이션율	1.2011(0.3622)
건설수주증감률→ 전국 전세아파트 가격상승률	0.6456(0.5254)	전국 전세아파트 가격상승률→ 건설수주증감률	10.8500(0.0000)***
실업률→ 전국 전세아파트 가격상승률	2.9388(0.0577)*	전국 전세아파트 가격상승률→ 실업률	1.4899(0.2306)
코스피수익률→ 전국 전세아파트 가격상승률	0.8730(0.4193)	전국 전세아파트 가격상승률→ 코스피수익률	6.6650(0.0016)***
인플레이션율→ 총통화증가율	12.1284(0.0000)***	총통화증가율→ 인플레이션율	0.8656(0.4224)
건설수주증감률→ 총통화증가율	6.5136(0.0018)***	총통화증가율→ 건설수주증감률	3.6673(0.0274)**
실업률→ 총통화증가율	6.1420(0.0031)***	총통화증가율→ 실업률	1.3137(0.2736)
코스피수익률→ 총통화증가율	7.4809(0.0007)***	총통화증가율→ 코스피수익률	2.0844(0.1273)
건설수주증감률→ 인플레이션율	0.1062(0.8992)	인플레이션율→ 건설수주증감률	5.3995(0.0052)***
실업률→ 인플레이션율	0.1047(0.9006)	인플레이션율→ 실업률	0.6030(0.5492)
코스피수익률→ 인플레이션율	2.9773(0.0533)*	인플레이션율→ 코스피수익률	4.1383(0.0174)**
실업률→ 건설수주증감률	2.4198(0.0944)*	건설수주증감률→ 실업률	0.1793(0.8360)
코스피수익률→ 건설수주증감률	10.6548(0.0000)***	건설수주증감률→ 코스피수익률	1.5948(0.2057)
코스피수익률→ 실업률	0.3268(0.7220)	실업률→ 코스피수익률	1.7722(0.1755)

주 1 : 총통화증가율(M2평균기준), 인플레이션율, 건설수주증감률, 실업률, 코스피수익률, 전국 전세아파트가격 실질상승률 변수를 사용하였다.

2 : \*는 10% 수준, \*\*는 5% 수준, 그리고 \*\*\*는 1% 수준에서 통계적인 유의성이 있다는 것을 의미한다.

한편, 충격반응분석을 통하여 k라는 시점까지의 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 실질상승률에 대한 총통화증가율의 효

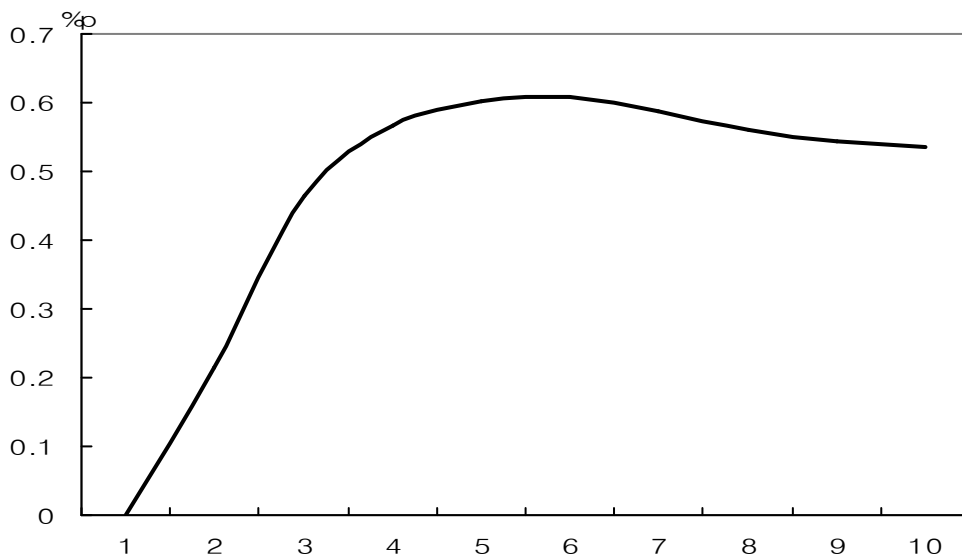
과를 분석하면 다음과 같은 식  $\frac{dY_{t+k}}{dw_{1,t}}$  으로 표현할 수 있다.

6개의 총통화증가율(M2평균기준), 인플레이션율, 건설수주증감률, 실업률, 코스피수익률, 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 실질상승률 변수를 사용할 때, 이 연구에서의 주요 관심사항은  $dw_{1,t}$  즉,  $Y_{6,t}$  전국아파트 매매가격 또는 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 실질상승률에 대한 총통화증가율의 효과이다.

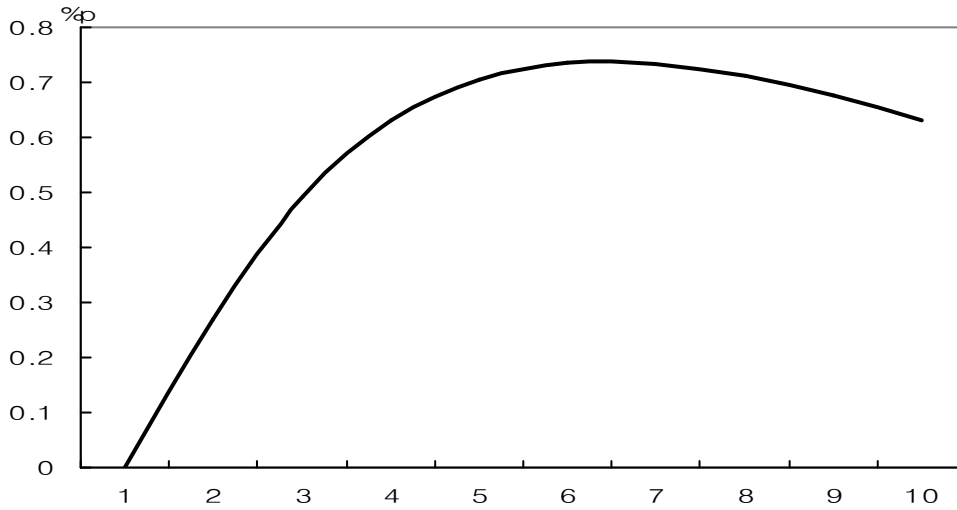
한편 이들 분위별 근로자소득 실질증가율 변수에 대한 총통화증가율(M2평균기준)에 따른 k차년도 충격반응함수는 누적적으로  $Y_{6,t} = Y_{6,t+1} + Y_{6,t+2} + \dots + Y_{6,t+k}$  와

같이 표현할 수 있다. 이는  $\sum_{i=1}^k \frac{dY_{6,t+i}}{dw_{1,t}}$  의 형태로 전국아파트 매매가격 또는 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 실질상승률 변수에 대한 총통화증가율(M2평균기준) 효과를 누적 충격반응함수(cumulative impulse response function)로 분석할 수 있다.

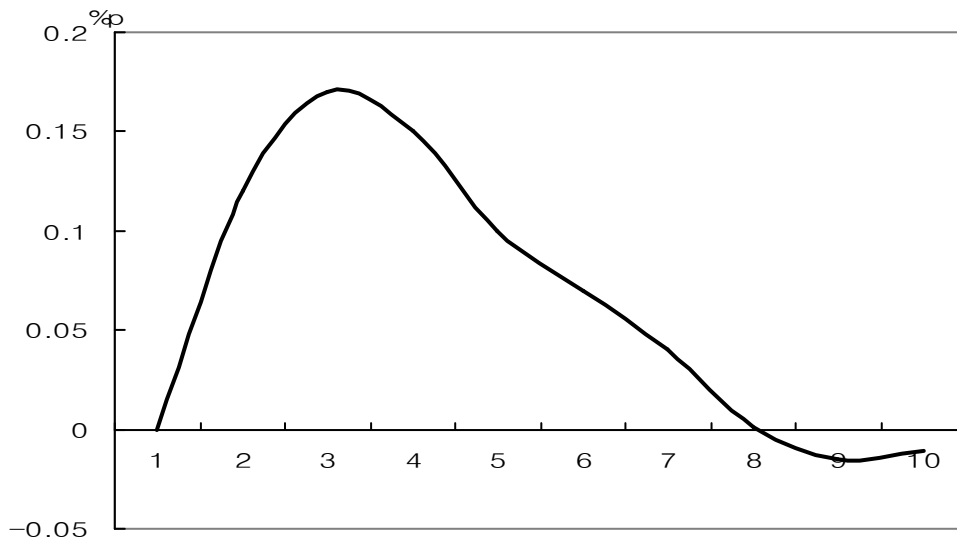
앞에서 지적한 바와 같이 전국아파트 매매가격 실질상승률에 대한 총통화증가율의 효과는 VECM모형, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 실질상승률에 대한 총통화증가율의 효과는 VAR모형을 통하여 충격반응분석으로 나타내기로 하였다. 충격반응분석의 결과를 그림으로 나타내면 <그림 1>에서 <그림 3>까지와 같다. 이 결과에 따르면, <그림 1>에서부터 <그림 3>까지에서는 총통화증가율 충격에 대하여 각각 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격 실질상승률이 4~6개월, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 실질상승률이 3개월에 걸쳐 정점을 이루고 이후 점차 안정을 찾아가는 것으로 분석되었다.



<그림 1> 총통화증가율(M2평균기준)의 증가 충격에 대한 전국아파트 매매가격 실질상승률의 반응



<그림 2> 총통화증가율(M2평균잔기준)의 증가 충격에 대한 전국 단독주택 매매가격 실질상승률의 반응



<그림 3> 총통화증가율(M2평균잔기준)의 증가 충격에 대한 전국 전세아파트 매매가격 실질상승률의 반응

총통화증가율  $w_t$ 의 충격이 특정기간 이후 VAR 예측모형의 MSE는 분산분해 (Variance Decomposition)를 통하여 분석해 볼 수 있다. <표 9>에서부터 <표 11>까지는 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 실질상승률에 대한 분산분해 결과를 나타낸 것이다.

&lt;표 9&gt; 분산분해 결과 (전국아파트 매매가격 실질상승률)

분기	전국아파트 매매가격 실질상승률의 분산분해					전국아파트 매매가격 실질상승률
	총통화증가율	인플레이션율	건설수주증감률	실업률	코스피수익률	
1	4.97	18.57	0.00	3.52	10.39	62.52
2	2.37	11.76	0.27	2.67	10.39	72.51
3	2.73	10.85	0.31	2.16	12.04	71.89
5	3.27	11.82	0.32	1.59	14.75	68.21
8	3.48	12.49	0.33	1.33	16.18	66.17
10	3.58	12.74	0.32	1.43	16.39	65.50

&lt;표 10&gt; 분산분해 결과 (전국 단독주택 매매가격 실질상승률)

분기	전국 단독주택 매매가격 실질상승률의 분산분해					전국 단독주택 매매가격 실질상승률
	총통화증가율	인플레이션율	건설수주증감률	실업률	코스피수익률	
1	11.80	59.67	0.11	0.20	0.26	27.94
2	7.20	42.67	0.07	1.02	1.08	47.93
3	5.96	31.04	0.95	2.16	1.90	57.95
5	5.07	18.19	2.02	3.07	2.78	68.83
8	5.80	10.10	2.69	2.60	2.49	76.29
10	6.61	7.93	2.82	2.24	2.05	78.32

&lt;표 11&gt; 분산분해 결과 (전국 전세아파트 매매가격 실질상승률)

분기	전국 전세아파트 매매가격 실질상승률의 분산분해					전국 전세아파트 매매가격 실질상승률
	총통화증가율	인플레이션율	건설수주증감률	실업률	코스피수익률	
1	5.31	38.67	0.64	1.44	0.13	53.77
2	1.67	20.55	1.30	4.68	2.54	69.23
3	0.92	12.32	2.18	5.70	4.62	74.23
5	1.34	6.40	2.25	3.73	5.88	80.37
8	2.25	3.79	1.91	2.45	4.45	85.11
10	2.79	3.16	1.73	3.07	3.48	85.73

<표 9>에서부터 <표 11>까지의 분석결과에 따르면, 전국 단독주택 매매가격 실질상승률을 제외하고는 자기 변수이외에 인플레이션율과 코스피수익률이 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 특히 이들 변수들을 살펴보면 3개월부터 10개월 이상에서부터 인플레이션율보다 코스피수익률의 영향력이 다소 증대되고 있는 것을 알 수 있다.

또한 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 실질상승률이 미래 예측오차 움직임에 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났으며 시간이 경과할수록 영향력이 커짐을 알 수 있다.

#### IV. 요약 및 결론

본 논문은 단기 및 장기간에 걸쳐 부동산시장의 동태적 자금흐름과 수익률 분석에 초점을 두고자 한다. 이러한 부동산시장의 동태적 자금흐름과 수익률 분석은 VAR모형으로 하였으며 다양한 금융 및 경제관련 변수들이 포함되어 있다. 이 분석의 결과에 따르면 기존의 미국 연구 사례에서와 같이 금융시장의 자금흐름을 통하여 부동산시장의 동태적 자금흐름을 예측할 수 없다는 점을 알 수 있다.

구체적으로 Granger 인과성 검정 결과를 살펴보면, 첫째, 코스피수익률의 경우 전국 아파트, 전국 단독주택과 전국전세 아파트 모두에서 통계적인 유의성을 미치지 못함을 알 수 있다. 이에 따라 증권시장을 통한 자금흐름 관련 변수들이 부동산시장의 변수들에 영향을 미치지 않음을 추론할 수 있다. 둘째, 통화정책에 따라 부동산시장으로의 영향도 외생성(exogenous)이 분명하지 않음을 알 수 있다. 이들 변수 간에는 상호(interactive) 영향을 준다는 것을 알 수 있다. 따라서 콜금리인하에 따른 유동성 증대가 부동산시장에 긍정적인 영향을 준다고 볼 수 없다는 것이다. 셋째, 부동산시장 활성화가 건설수주 증감률에 긍정적인 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 이는 건설경기부양이 건설투자확대로 이어지면서 전체 경제 활성화에 도움을 줄 수 있음을 시사하고 있는 것이다.

충격반응분석의 경우 총통화증가율 충격에 대하여 각각 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격 실질상승률이 4~6개월, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 실질상승률이 3개월에 걸쳐 정점을 이루고 이후 점차 안정을 찾아가는 것으로 분석되었다.

분산분해 분석결과에 따르면, 전국 단독주택 매매가격 실질상승률을 제외하고는 자기 변수이외에 인플레이션율과 코스피수익률이 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났다.

특히 이들 변수들을 살펴보면 3개월부터 10개월 이상에서부터 인플레이션율보다 코스피수익률의 영향력이 다소 증대되고 있는 것을 알 수 있다. 또한 전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 그리고 전국 전세아파트 매매가격 실질상승률이 미래 예측오차 움직임에 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타났으며 시간이 경과할수록 영향력이 커짐을 알 수 있다.

결론적으로 통화정책 및 증권시장 변수 모두 부동산관련 변수(전국아파트 매매가격, 전국 단독주택 매매가격, 전국 전세아파트 매매가격 실질상승률)에 통계적으로 유의한 영향이 크지 않음을 알 수 있다. 하지만 분산분해 결과에서도 나타났듯이 전국아파트

및 전국전세아파트 매매가격 실질상승률에 대한 움직임에 코스피수익률의 영향력이 증대될 수 있음을 알 수 있다.

## V. 참 고 문 헌

- [1] Bekaert, G., and C. R. Harvey, 2000, "Foreign Speculators and Emerging Equity Markets," *Journal of Finance* 55(2): 565-613.
- [2] Bekaert, G., and C. R. Harvey, and R. L. Lumsdaine, 2002, "The Dynamics of Emerging Market Equity Flows," *Journal of International Money and Finance* 21(3): 295-350.
- [3] Brennan, M. and H. Cao, 1997, "International Portfolio Investment Flows," *Journal of Finance* 52(5): 1851-1880.
- [4] Cha, H. S. and B. Lee, 2001, "The Market Demand Curve for Common Stocks: Evidence from Equity Mutual Fund Flows," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36(2): 195-220.
- [5] Choe, H., B.C. Kho, and R. Stulz, 1999, "Do Foreign Investors Destabilize Stock Markets? The Korean Experience in 1997," *Journal of Financial Economics* 54(2): 227-264.
- [6] Clayton, J., 2003, "Capital Flows and Asset Values: A Review of the Literature and Exploratory Investigation in a Real Estate Context," Unpublished Working Paper, University of Cincinnati, Cincinnati, OH.
- [7] Dickey, D. and W. Fuller, 1979, "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, pp. 427-431.
- [8] Downs, Anthony, 2004, "Some Aspects of the Real Estate Outlook" ([www.anthonydowns.com](http://www.anthonydowns.com))
- [9] Edelen, R. M, and J. B. Warner, 2001, "Aggregate Price Effects of Institutional Trading: A study of Mutual Fund Flow Data and Market Returns," *Journal of Financial Economics* 59(2): 195-220.
- [10] Fama, E. and K. French, 1996, "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies," *Journal of Finance* 51(1): 55-83.
- [11] Fortune, P, 1998, "Mutual Funds, Part II: Fund Flows and Security Returns," *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, Jan/Feb: 3-22.
- [12] Froot, K. A., P. G. J, O'Connell, and M.S, Seasholes, 2001, "The Portfolio Flows of International Investors," *Journal of Financial Economics* 59(2): 151-194.
- [13] Gompers, P. and J. Lerner, 2000, "Money Chasing Deals? The Impact of Fund Inflows on Private Equity Valuations," *Journal of Financial Economics* 55(2): 281-325.
- [14] Houase, Garret C., 2004, "Demand for Real Estate: Capital Flows, Motivations,

- and the Impact of Rising Rates," Institute for Fiduciary Education.
- [15] Karceski, J., 2002, "Return-Chasing Behavior, Mutual Funds, and Beta's Death," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 37(3): 559-599.
- [16] Lettau, M., and S., Ludvigson, 2001, "Resurrecting the (C)CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premium and Time-Varying," *Journal of Political Economy*.
- [17] Liew, J., and M. Vassalou, 2000, "Can Book-to-Market, Size and Momentum Be Risk factors that Predict Economic Growth," *Journal of Financial Economics* 57, 221-245.
- [18] Ling, D. C. and W. R. Archer, 2008, *Real Estate Principles: A Value Approach* 2nd Edition, Chicago, IL, McGraw-Hill.
- [19] Ling, D. C. and A. Naranjo, 2003, "The Dynamics of REIT Capital Flows and Returns," *Real Estate Economics* 31(3): 405-436.
- [20] Ling, D. C. and A. Naranjo, 2006, "Dedicated REIT Mutual Fund Flows and REIT Performance," *Journal of Real Estate Finance and Economics* 32(4).
- [21] Pesaran, H. H. and Y. Shin, 1998, "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," *Economic Letters* 58(1): 17-29.
- [22] Remolona, E. M., P. Kleiman, and D. Gruenstein, 1997, "Market Returns and Mutual Fund Flows," *Federal Reserve Bank of New York Policy Review* 3(2): 33-52.
- [23] Scholes, M. S., 1972, "The Market for Securities: Substitution Versus Price Pressure and the Effects of Information on Share Prices," *The Journal of Business* 45: 179-211.
- [24] Shleifer, A., 1986, "Do Demand Curves for Stocks Slope Down?," *The Journal of Finance* XLI (3): 579-590.
- [25] Sims, C., 1980, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, pp. 1-49.
- [26] Sirri, E. R. and P. Tufano, 1998, "Costly Search and Mutual Fund Flows," *Journal of Finance* 53(5): 1589-1622.
- [27] Stulz, R., 1999, "International Portfolio Flows and Security Markets," In Feldstein, M., (Ed.), *International Capital Flows*, National Bureau of Economic Research.
- [28] Tesar, L. and I. Werner, 1995, "U.S. Equity Investment in Emerging Stock Markets," *World Bank Economic Review* 9(2-3): 109-130.
- [29] Warther, V. A., 1995, "Aggregate Mutual Fund Flows and Security Returns," *Journal of Financial Economics* 39, pp. 209-235.